



曹守新,肖云东,赵显谊.数字普惠金融赋能县域经济高质量发展:基于金融包容与实体创业的双重驱动机制[J].中国人口·资源与环境,2025,35(9):209-218.[CAO S X,XIAO Y D,ZHAO X Y. Empowering high-quality county-level economic development through digital inclusive finance: based on a dual-driving mechanism of financial inclusion and real-economy entrepreneurship[J]. China population, resources and environment, 2025, 35(9): 209-218.]

# 数字普惠金融赋能县域经济高质量发展

## ——基于金融包容与实体创业的双重驱动机制

曹守新<sup>1</sup>, 肖云东<sup>2</sup>, 赵显谊<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院大学马克思主义学院, 北京 102488; 2. 中央财经大学统计与数学学院, 北京 100098;

3. 中国农业大学经济管理学院, 北京 100091)

**摘要** 随着数字技术的快速演进以及与社会经济发展的深度融合,数字经济的普惠性与扩散性持续增强,由此催生的数字普惠金融正逐步成为推动区域经济转型升级与实现高质量发展的重要驱动力。该研究基于 2014—2022 年全国 2 383 个县级行政单位的面板数据,构建县域经济高质量发展评价指标体系,从机制传导视角系统剖析了数字普惠金融对县域经济高质量发展的影响及其作用路径。研究发现:①数字普惠金融显著促进了中国县域经济高质量发展,且在排除内生影响以及一系列稳健性检验后,研究结论仍然成立。②作用机制方面,数字普惠金融通过提高金融服务的可及性与便利性,增强了金融包容性;同时,通过拓宽融资渠道、改善创业环境,有效激发了实体经济的创业活力,推动了县域经济的高质量发展。③异质性分析结果表明,数字普惠金融在中西部地区及中低度农业劳动力依赖地区的促进作用更为显著,而在经济基础较强、传统金融服务已较为完善的东部地区,其边际效应相对较弱。鉴于此,政策制定主体应因地制宜制定数字普惠金融发展战略,加大对中西部和农业主导县域的基础设施投入,优化金融资源配置结构;政策传导主体应推动技术驱动的金融产品创新,提升对创业群体特别是小微企业的精准服务能力;政策反馈主体应重视农业劳动力金融素养培育,提升基层居民的数字金融参与能力与风险识别能力,切实扩大政策覆盖人群与服务深度。该研究在理论上深化了县域金融机制与区域发展质量之间的内在关系,在实践上为推动数字普惠金融赋能县域经济高质量发展提供了有力的微观证据与政策参考。

**关键词** 数字普惠金融;县域经济;高质量发展

中图分类号 F832 文献标志码 A 文章编号 1002-2104(2025)09-0209-10 DOI:10.12062/cpre.20250330

县域作为连接城市和农村的重要纽带,承担着承上启下的战略定位责任,是落实国家区域发展战略的重要载体。截至 2022 年底,县域总面积约占国土面积的 90%,县域的总人口占总人口的 52.5%,其地区生产总值占全国国内生产总值的 38.1%(数据来自 2023 年中国金融信息网公布的《中国县域高质量发展报告 2023》)。县域经济高质量发展既是落实以人民为中心的发展思想和新发展理念的内生需要,也是深化供给侧结构性改革、构建现代化经济体系的重要抓手,更是转换经济发展动力、培育经济新动能的关键所在。县域经济高质量发展不仅关系到县域人口福祉的改善,也关系到全国资源配置效率的提升及产业结构的优化升级;既是实现区域协调发展、城

乡一体化的重要支撑,也是提高中国综合国力和核心竞争力的重要基石。

2014 年以来,数字技术的快速发展及其在金融领域的广泛应用,催生了数字普惠金融这一新的金融形态。数字普惠金融借助互联网、大数据、人工智能等技术,突破地理限制,扩大金融服务范围,降低金融服务门槛,旨在全方位地为社会所有阶层和群体提供金融服务<sup>[1]</sup>。作为地区发展的命脉,金融在经济高质量发展中扮演着促进资源配置、管理风险、推动创新和促进消费投资等多重角色,是经济发展的重要支撑和保障。虽然传统金融在推动县域经济高质量发展中具有一定作用,但实践中存在空间布局不均衡、服务门槛高、风控僵化等诸多局限。而数字普惠金融

收稿日期:2024-12-04 修回日期:2025-04-21

作者简介:曹守新,博士生,编审,主要研究方向为数字经济,区域经济。E-mail:zhijun66@163.com。

通信作者:肖云东,博士生,主要研究方向为数字金融与健康经济学。Email:xiaoyd0318@163.com。

基金项目:山东省社会科学规划研究项目研究成果和山东省社会科学规划“重大理论和现实问题协同创新研究专项”;山东社会科学院创新工程资助项目“农业新质生产力测度、影响因素分析与提升路径研究——基于山东省的研究”(批准号:24BCXJ04)。

的发展打破了传统金融面临的诸多局限,具有广覆盖、低门槛、高效率等优势,弥补了传统金融存在的劣势与不足,在助力县域经济高质量发展中展现出巨大潜力。

数字普惠金融的发展在多个方面对县域经济产生了积极影响。Corrado 等<sup>[2]</sup>发现,数字普惠金融通过改善农村金融环境,增加农民收入,缩小城乡收入差距,从而推动县域经济实现更均衡的发展。宋晓玲<sup>[3]</sup>通过对中国 31 个省份(因数据不可得性,未包括香港、澳门和台湾)的 2011—2015 年的数据进行实证分析,得出了类似的结论。张林<sup>[4]</sup>则基于对非贫困县与贫困县的比较研究,发现数字普惠金融在促进县域产业升级和农民收入增长方面具有显著作用,且这种作用在非贫困县更为明显。栗麟等<sup>[5]</sup>指出,数字金融能够通过推动产业结构升级促进县域经济发展,并且较高的资本配置效率和资本产出效率进一步强化了这种正向影响。汪雯羽等<sup>[6]</sup>的研究表明,数字普惠金融可以通过完善传统金融市场结构促进县域经济增长,且政府干预在这一过程中起到了重要的调节作用。此外,潘启娣<sup>[7]</sup>的研究也表明,县域数字普惠金融有利于县域经济的增长,其作用机制主要体现在提高农业技术水平、改善城乡收入差距和完善基础设施建设 3 个方面,特别是对农业技术水平的提升更为显著。

尽管数字普惠金融在促进县域经济高质量发展过程中展现出新的优势,但数字普惠金融与县域经济高质量发展之间的具体作用机制和潜在问题仍有待进一步的研究。基于此,本研究在构建县域经济高质量发展综合评价指标的基础上,选取北京大学公布的数字普惠金融指数作为核心解释变量,试图回答以下几个问题:首先,数字普惠金融发展是否推动了中国县域经济高质量发展?如果回答是肯定的,那么具体的影响路径是什么?其次,数字普惠金融对县域经济高质量发展影响效应的大小是否受到区域异质性的影响?县域作为农业劳动力的主要聚集地,劳动力结构是否也会对这一影响产生显著的分化效应?综上,本研究可能的边际贡献主要包括以下几个方面:①在已有的理论框架下,结合数据的可得性,对县域经济高质量发展的综合评价指标进行了设计与核算,实现了对全国各县级行政区经济高质量发展水平的量化评价,可为后续的相关研究提供一定的参考价值与实践依据;②基于金融与实体两个维度,系统地分析并检验了数字普惠金融对县域经济高质量发展的作用机理,研究发现数字普惠金融通过提升金融包容性和促进实体创业活跃度有效地推动了县域经济高质量发展,这一发现为理解数字普惠金融的具体作用机制提供了新的视角,丰富了现有的理论研究;③引入劳动力结构这一新的异质性视角,通过考察县域“农业劳动力占比”的影响,在

理解数字普惠金融作用的县域差异的基础上,进一步拓展了研究的深度和广度。

## 1 理论分析与假设

### 1.1 数字普惠金融影响县域经济高质量发展的理论分析

数字普惠金融借助数字技术和创新手段,致力于为居民和小微企业提供更便捷、普遍且高效的金融服务。通过互联网、大数据、人工智能等前沿技术,数字普惠金融建立起多样化的服务模式和覆盖面广泛的金融网络,满足了不同群体以及不同地区的金融需求。作为数字技术与金融领域融合的产物,数字普惠金融代表了一种新时代的“金融深化”。在 McKinnon<sup>[8]</sup>和 Shaw<sup>[9]</sup>等学者提出的金融深化理论中,金融深化被视为推动经济发展的核心因素和促进经济增长的关键动力。因此,数字普惠金融的发展不仅是加快经济高质量发展的重要支撑,也是金融深化理论的有力证明。

梳理现有文献发现,数字普惠金融主要从 3 个方面显著促进县域经济高质量发展。首先,数字普惠金融提升了金融服务的可获得性和普惠性。借助移动支付、在线信贷等数字技术,金融服务能够更便捷地覆盖到传统金融体系难以触及的农村和偏远地区,缩小了城乡之间金融服务的差距<sup>[10-11]</sup>。其次,数字普惠金融提高了金融服务的效率。通过大数据分析和人工智能算法,金融机构能够更加精准地评估借款人的信用风险,简化贷款审批流程,降低金融服务的成本和风险,提高了金融资源的配置效率。最后,数字普惠金融促进了创新创业的发展<sup>[12-13]</sup>。小微企业和个体经营者在数字普惠金融的支持下,能够获得更多的融资机会,激发了地方经济的活力和创新能力。综上,提出研究假设 H1。

H1: 数字普惠金融能够促进县域经济高质量发展。

### 1.2 数字普惠金融影响县域经济高质量发展的机制分析

#### 1.2.1 提升金融包容性程度

“长尾理论”认为,数字技术的发展为满足边缘和小众需求的“长尾市场”提供了机遇,尤其是在金融服务领域。数字普惠金融突破了传统金融的地域限制,能够快速渗透到县域的偏远农村地区,让广大长尾用户享受到了基础金融服务。具体而言,移动支付等数字金融工具解决了农村居民获取基本金融服务的“最后一公里”难题。通过手机 APP,农村居民可以进行转账、缴费、消费等日常金融业务,极大地降低了其生活成本<sup>[12]</sup>。这不仅满足了农村居民的金融服务需求,也有效促进了县域农业及相关产业的发展。此外,经济交易中遇到的成本,包



括搜索成本、谈判成本、合同制定成本、监督执行成本等,对市场效率和经济行为都有着深刻影响。而数字普惠金融利用现代信息技术显著降低了这些成本,从而提高了金融服务的可及性和效率,尤其对传统金融体系中服务不足的小微企业和低收入人群的影响更大<sup>[14]</sup>。首先,利用在线平台和大数据技术,数字普惠金融显著减少了金融服务供应者和需求者之间的信息不对称。同时,在线平台为用户提供了一个获取广泛信息的渠道,通过对用户行为数据、交易历史等数据进行分析,金融机构能够更准确地评估借款人的信用等级,从而降低搜索成本和信息获取成本。其次,自动化的信贷审批流程和电子合同系统极大简化了贷款申请和审批流程。通过算法模型自动处理贷款申请,金融机构可以在短时间内完成风险评估和信贷决策,显著缩短从申请到放款的时间;同时,电子合同的广泛使用减少了人们对物理文件的需求,简化了合同签订和存储过程,降低了与传统纸质合同相关的谈判和管理成本。综上,提出研究假设H2。

H2:数字普惠金融通过提升金融包容性程度推动县域经济高质量发展。

### 1.2.2 增强实体创业活跃度

数字普惠金融发展为广大创业者提供了更简易的融资获取途径,在提升创业者创业决策意愿的同时促进了创业活动的开展。这些活动有助于激发区域内经济增长的内生动力,对创造就业<sup>[15]</sup>、产业升级<sup>[16]</sup>、结构转型<sup>[17]</sup>等高质量发展关键要素具有重要的推动作用。首先,数字普惠金融可以通过降低创业者信贷错配概率促进创业活动。信贷配给理论强调,在传统信贷市场,银行未能全面掌握借款人,尤其是小微企业和农户的信用信息,导致信息不对称,进而影响信贷资源公平分配。信息不对称导致的资金不均等分配,不仅限制了这些群体的创业活动,也抑制了整体的经济发展和创新。数字普惠金融利用现代信息技术手段,如大数据分析、人工智能等,有效缩小金融机构与借款人之间的信息不对称,使得金融机构能够更准确地评估借款人的信用风险,从而为更广泛的借款人提供信贷服务。这种减少信息不对称的做法,不仅提高了信贷的可获得性,还降低了借款成本,从而鼓励更多的创业活动 and 经济创新<sup>[12,18-19]</sup>。其次,数字普惠金融还可以通过促进技术发展增加创业机会。数字普惠金融的发展促进了技术的进步与创新,为金融服务领域提供了新的技术手段和工具。新技术的应用使得金融服务更加智能化、个性化和高效化,从而催生了许多新的金融业态、产品和服务模式。这些金融产品和服务可以满足不同行业、不同阶段创业者的融资需求,拓展了创业者的融资选择空间,从而增加了创业机会。此外,数字普惠金融

的发展还为更多创业者拓展了市场发展空间。例如,互联网金融平台和数字支付系统的普及为创业者提供了更广阔的市场覆盖和销售渠道,有助于创业项目的进一步推广与发展。综上,提出研究假设H3。

H3:数字普惠金融能够通过增强实体创业活跃度推动县域经济高质量发展。

## 2 研究设计

### 2.1 模型设定

#### 2.1.1 基准回归

为了分析数字普惠金融与县域经济高质量发展的关系,本研究构建了以下面板数据的固定效应基准模型:

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \varphi X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中各变量含义如下,被解释变量 $H_{it}$ 为 $i$ 县在时间 $t$ 的经济高质量发展水平; $D_{it}$ 表示 $i$ 县在时间 $t$ 的数字普惠金融发展水平; $X_{it}$ 代表一系列控制变量; $\delta_i$ 表示 $i$ 县不随时间变化的个体固定效应; $\mu_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\varphi$ 为待估参数。

#### 2.1.2 机制分析

为了考察数字普惠金融影响县域经济高质量发展的作用机制,本研究借鉴温忠麟等<sup>[20]</sup>关于中介效应研究的“三步法”,设定如下模型:

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \varphi X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \phi X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$H_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{it} + \gamma_2 M_{it} + \lambda X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(2)一式(4)中各变量含义如下: $H_{it}$ 为 $i$ 县在时间 $t$ 的经济高质量发展水平; $D_{it}$ 表示 $i$ 县在时间 $t$ 的数字普惠金融发展水平; $M_{it}$ 为机制变量,包括金融包容性程度与实体创业活跃度水平两个指标; $X_{it}$ 代表一系列控制变量; $\delta_i$ 表示 $i$ 县不随时间变化的个体固定效应; $\mu_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\varphi$ 、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\phi$ 、 $\gamma_0$ 、 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ 、 $\lambda$ 为待估参数。为了增强检验的完整性和可靠性,本研究在“三步法”的检验中引入了Sobel检验。具体检验方法如下:首先,对上述3个模型进行估计,得到 $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ 和 $\gamma_1$ 的估计值。其次,检验 $\alpha_1$ 的显著性,确定解释变量对被解释变量的总体效应是否存在;然后检验 $\beta_1$ 、 $\gamma_1$ 的显著性,确定中介效应是否存在。而Sobel检验则用于检验中介效应的显著性,具体形式如下:

$$Z_{Sobel} = \frac{\beta_1 \gamma_1}{\sqrt{(\beta_1^2 \times SE_{\gamma_1}^2) + (\gamma_1^2 \times SE_{\beta_1}^2)}} \quad (5)$$

式(5)中各变量含义如下: $SE_{\gamma_1}$ 和 $SE_{\beta_1}$ 分别为 $\gamma_1$ 和 $\beta_1$ 的标准误差。若 $Z_{Sobel}$ 大于临界值,则拒绝不存在中介效应的原假设。



## 2.2 变量定义

### 2.2.1 被解释变量

本研究的被解释变量为县域经济高质量发展。在参考现有关于县域经济高质量发展指标构建和城市层面经济高质量发展研究文献的基础上<sup>[21-23]</sup>,结合县域层面可获得的数据,设定由经济运行、可持续发展、城乡协调和居民生活 4 个维度共计 14 个指标构成的多维度评价体系(表 1),并利用该评价体系测算 2014—2022 年全国 2 383 个县级行政区的经济高质量发展水平。

表 1 县域经济高质量发展指标体系

维度	子指标	衡量方法	属性
经济运行	经济增长	人均地区生产总值	正向
	产业优化	产业结构合理化指数(泰尔指数的倒数)	正向
		产业结构高级化指数(第三产业增加值/第二产业增加值)	正向
		人均社会固定资产投资	正向
	发展潜力	年度实用新型发明专利数量	正向
	对外开放	实际利用外资金额占地区生产总值的比重	正向
可持续发展	污染减排	单位地区生产总值废气排放(二氧化硫排放量/地区生产总值)	负向
		单位地区生产总值烟尘排放量(烟尘排放量/地区生产总值)	负向
城乡协调	生态环境	年均 PM <sub>2.5</sub> 浓度	负向
	城乡收入	城乡居民人均收入之比	负向
居民生活	收入水平	人均可支配收入	正向
	消费水平	人均社会消费品数额	正向
	医疗卫生	单位人口医疗卫生机构床位数	正向
	社会福利	人均社会福利收养性单位床位数	正向

在计算县域经济高质量发展指标的过程中,由于各个指标的量纲不同,首先对各指标的原始数据进行无量纲化处理,具体过程如下:

正向指标:

$$x_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_j\}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} \quad (6)$$

逆向指标:

$$x_{ij} = \frac{\max\{x_j\} - x_{ij}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}} \quad (7)$$

式(6)和式(7)中各变量含义如下: $\max\{x_j\}$ 为所有年份指标中的最大值, $\min\{x_j\}$ 为所有年份指标中的最小值; $x_{ij}$ 为无量纲化的结果。对指标原始数据进行无量纲化处理后,本研究采用线性权重法对标准化后的数据进行计

算,县域经济高质量发展的总指标计算公式为:

$$I = \sum_{i=1}^4 I_i w_i \quad (8)$$

式(8)中各变量含义如下: $I_i$ 为一级指标,由与其相对应的二级指标加权合成; $w_i$ 为与 $I_i$ 相对应的权重。针对指标权重的分配问题,Hermans 等<sup>[24]</sup>指出,在综合指标体系中,等权重分配是一种常见的方法,即每个子指标在整体指数中被视为同等重要,以减少主观偏差的影响。据此,本研究认为各级指标的下属指标从不同角度为上级指标提供了相关信息,具有同等重要性,因此采用等权重法为各子指标赋予权重。最终计算得到 2014—2022 年全国 2 383 个县级行政区的经济高质量发展指标。

### 2.2.2 核心解释变量

核心解释变量为县级数字普惠金融发展水平。按照当前学术界的普遍做法<sup>[25-27]</sup>,选用北京大学数字金融研究中心编制的数字普惠金融发展指数作为衡量数字普惠金融发展水平的标准<sup>[1]</sup>。

### 2.2.3 中介变量

中介变量包括金融包容性程度和实体创业活跃度,具体定义如下。

金融包容性程度:数字普惠金融可通过提供更灵活的融资工具激励金融机构增加对个人和企业的贷款,从而提高区域金融包容性,增加的贷款将推动当地一系列的生产和消费活动,进而提高当地的经济高质量发展水平。采用各金融机构贷款余额的自然对数来量化不同区域内金融机构提供的融资支持总量<sup>[28]</sup>,以此衡量当地的金融包容性程度。

实体创业活跃度:传统金融体系在为一些小规模或初创企业提供融资时门槛较高,而数字普惠金融的发展降低了这一融资门槛。使得更多创业者能够获得急需的资金支持,提高了创业活跃度。新兴创业型企业会带来创新性的技术和业务模式,助推当地产业结构升级,实现经济多元化发展,进而推动经济高质量发展。以各县每万人新注册企业数量的自然对数为代理指标来衡量当地的实体创业活跃度水平<sup>[29]</sup>。

### 2.2.4 控制变量

为了尽可能排除遗漏变量导致的一系列问题,本研究在参考已有相关研究的基础上,设置如下控制变量:当地的经济发展水平(地区生产总值的自然对数)、人口密度(千人/km<sup>2</sup>)、财政预算收入(财政预算收入的自然对数)、财政预算支出(财政预算支出的自然对数)、储蓄水平(城乡居民储蓄存款余额/地区生产总值)。

## 2.3 数据来源

经济高质量发展水平由多个指标构成,其中,年度实用新型发明专利数量数据来自国家知识产权局,年度



PM<sub>2.5</sub>平均浓度数据来自青藏高原科学数据中心,实体创业活跃度基于天眼查提供的企业注册数量数据构建。除此之外,所有数据均来自《中国区域经济统计年鉴》和《中国县域统计年鉴》,同时本研究通过时间趋势对其中的缺失值进行了预测和填补。

### 3 实证分析

#### 3.1 基准回归结果

根据 Hausman 检验结果,选用固定效应模型对模型(1)进行实证分析,回归结果见表2,其中:列(1)仅考虑数字普惠金融对县域经济高质量发展的影响;在列(2)的结果中,加入了控制变量。实证结果显示,数字普惠金融对县域经济高质量发展具有显著正向影响,本研究假设H1得以验证。

表2 数字普惠金融赋能县域经济高质量发展的检验结果

变量名	县域经济高质量发展	
	(1) 未添加控制变量	(2) 添加控制变量
数字普惠金融	0.008*** (0.002)	0.007*** (0.001)
地区发展水平		0.311*** (0.083)
财政预算收入		0.356*** (0.048)
财政预算支出		0.177*** (0.056)
人口密度		-0.073*** (0.047)
储蓄水平		0.092 (0.072)
截距项	44.244*** (0.184)	25.808*** (2.265)
样本量	18 937	18 937
县域固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.955	0.956

注:\*\*\*  $P < 0.01$ ;括号内数值为县域层面的聚类稳健标准误。

#### 3.2 机制检验

进一步地,在式(2)一式(5)的基础上深入探讨并检验了数字普惠金融对县域经济高质量发展作用机制的具体路径。由于在基准回归中已经报告了解释变量与被解释变量的相关结果,故本节的实证分析不再展示。此外,还采用 bootstrap 抽样 1 000 次作为中介效应是否成立的补充检验,具体回归结果见表3。

#### 3.2.1 金融包容性程度

表3的前两列汇报了数字普惠金融在促进县域经济高质量发展中金融包容性程度所发挥的中介作用。结果表明,数字普惠金融显著提升了金融包容性程度,并且在引入金融包容性程度这一变量后,数字普惠金融和金融包容性程度均显著正向促进县域经济高质量发展。然而,与基准回归结果相比,加入金融包容性程度变量后,数字普惠金融对县域经济高质量发展的影响系数有所下降,说明金融包容性程度在两者之间存在中介效应。

具体来看,首先,相对于传统金融,数字普惠金融利用大数据、云计算、人工智能等先进技术,实现对中低收入群体和小微企业风险特征的精准识别和评估,设计符合其需求的定制化金融产品,降低金融服务获取门槛,将更多人群纳入正规金融体系,解决了金融服务“最后一公里”难题,让更多的农村居民更便捷地获得基本金融服务,满足其生产和生活的融资需求<sup>[30-31]</sup>。其次,数字普惠金融可以通过放松抵押担保要求、创新抵押担保方式有效缓解信贷约束<sup>[32]</sup>,弥补传统金融普惠下沉不足的缺陷,从而提高落后地区和低收入群体的收入水平<sup>[33]</sup>。扩大的贷款和投资额度以及收入水平的提升进一步激发了区域内的消费、投资等经济活力,有力赋能县域经济高质量发展。根据以上分析结果,本研究假设H2得到验证。

#### 3.2.2 实体创业活跃度

表3后两列汇报了实体创业活跃度在数字普惠金融促进县域经济高质量发展中的作用。数字普惠金融正向显著影响实体创业活跃度,且在加入实体创业活跃度后,两者对县域经济高质量发展的影响均显著为正。但是相较于基准回归结果,在加入实体创业活跃度之后,数字普惠金融影响县域经济高质量发展的系数有所下降,说明实体创业活跃度在两者之间存在中介效应。

具体而言,首先,数字普惠金融为小微企业及其创业者提供了更便捷和灵活的融资渠道<sup>[34]</sup>,充足的创业资金支持能够激发潜在创业者的热情,提升区域内实体创业活跃度。其次,数字普惠金融还可以通过影响市场规模、知识溢出和要素组合等方式培育更多的创业机会,通过加快信息交互和思想传播等途径丰富创业资源,从而促进区域内创业活动<sup>[22]</sup>。新兴的创业型企业往往更善于利用新技术手段改造传统业务模式,这些富有创新性的商业模式有助于推动区域内的传统产业转型,促进区域经济结构和产业优化升级,从而助力县域经济高质量发展。根据以上实证结果,本研究假设H3得到验证。

### 3.3 内生性处理和稳健性检验

#### 3.3.1 内生性处理

为了进一步减少因遗漏变量和双向因果导致的内生



表 3 数字普惠金融赋能县域经济高质量发展的机制检验结果

变量名	金融包容性程度中介效应		实体创业活跃度中介效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	包容性程度	经济高质量发展	创业活跃度	经济高质量发展
数字普惠金融	0.004*** (0.000)	0.005*** (0.002)	0.002*** (0.000)	0.006*** (0.002)
包容性程度		0.304*** (0.058)	—	—
创业活跃度	—	—		0.120*** (0.027)
截距项	1.904* (1.065)	25.230*** (2.313)	-1.783*** (0.788)	26.021*** (2.245)
Sobel 检验	Z=9.522>1.960		Z=5.403>1.960	
中介效应	存在		存在	
bootstrap 检验 Ind_eff	0.001***		0.000***	
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	18 937	18 937	18 937	18 937
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 R <sup>2</sup>	0.975	0.956	0.769	0.956

注：\*  $P<0.10$ ，\*\*\*  $P<0.01$ ；括号内数值为县域层面的聚类稳健标准误。

性偏误,更好地识别数字普惠金融与县域经济高质量发展的因果关系,采用工具变量法(instrument variable, IV)和两阶段最小二乘法(two stage least squares, 2SLS)进行进一步的估计。参考肖小虹等<sup>[35]</sup>的方法,采用同一地级市内其他县域在同年度的数字普惠金融发展指数均值作为工具变量进行 2SLS 回归。在考虑内生性的情况下,数字普惠金融对县域经济高质量发展的促进作用仍然存在(系数为 0.015,且在 5% 的显著性水平下显著),这进一步验证了前文提出的假设 H1。需要注意的是,这里的系数相较于基准回归的系数略微偏大,这可能是由于工具变量估计的结果是局部处理效应,由此会提升解释变量的平均处理效应所导致的。此外,在工具变量弱识别的检验中,Cragg-Donald 的 Wald- $F$  统计量和 Kleibergen-Paap 的 Wald- $F$  统计量均大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值,拒绝工具变量为弱工具变量的原假设,表明选取的工具变量是有效的。

考虑到机制检验中可能存在的内生性问题,在机制检验部分引入工具变量回归,回归结果与表 3 的结果相比,两个机制变量的符号与显著性均未发生改变,进一步支持了研究假设 H2 与假设 H3。

### 3.3.2 稳健性检验

为了进一步确保研究结果的稳健性,参考赵涛等<sup>[22]</sup>的做法,采取两种方法作为实证结果的稳健性检验。考虑到经济发展水平较高的城市,互联网也会得到优先发展,从而在数字普惠金融发展上也有“先发优势”。因此,

通过设定城市层面的固定效应以及城市与年份的交互效应来缓解数字普惠金融的广泛发展可能带来的宏观系统性变化。表 4 检验结果显示,在考虑了宏观因素系统性变化之后,回归结果与基准结果基本保持一致,说明本研究的结果是稳健的。

## 4 进一步分析

### 4.1 区域异质性

中国幅员辽阔,区域发展不平衡,这种差异性不仅体现在自然地理条件、经济发展水平、资源禀赋和人口分布等方面,更集中反映在金融服务的可获得性和金融体系的完善程度上<sup>[36]</sup>。东部沿海地区凭借其发达的基础设施、多元化的产业结构和相对完善的金融服务体系,成为中国经济发展的高地。相比之下,中西部地区基础设施建设相对滞后、产业结构单一、金融服务水平不足。金融发展理论指出,完善的金融服务体系对于经济增长具有关键作用,它能够优化资源配置、促进资本流动,为经济发展和创新活动提供必要的资金支持。数字普惠金融作为数字经济时代的重要金融创新,借助互联网和大数据技术,为中西部地区提供了突破传统金融服务模式的新路径。通过数字普惠金融平台,偏远地区的农户和小微企业主可以便捷地获取贷款、保险等金融服务,他们的生产和生活条件得到极大改善。此外,数字普惠金融还可以利用数据分析和风险评估等技术手段,帮助中西部地区的金融机构优化风险管理和信贷决策流程<sup>[37]</sup>,提高金





表4 数字普惠金融赋能县域经济高质量发展的稳健性检验

变量名	控制城市层面固定效应		控制城市与年份交互效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融	0.008*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.007*** (0.002)
地区发展水平		0.311*** (0.083)		0.458*** (0.091)
财政预算收入		0.356*** (0.048)		0.029 (0.043)
财政预算支出		0.177*** (0.056)		0.000 (0.044)
人口密度		-0.073 (0.047)		-0.088*** (0.033)
储蓄水平		0.092 (0.073)		-0.013 (0.078)
截距项	44.244*** (0.185)	25.808*** (2.285)	44.223*** (0.181)	33.022*** (2.456)
样本量	18 937	18 937	18 831	18 831
县域固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
调整 $R^2$	0.954	0.955	0.983	0.983

注:\*\*\*  $P<0.01$ ;括号内数值为县域层面的聚类稳健标准误;列(1)与列(2)的结果是在基本模型的基础上额外控制了城市层面的固定效应,列(3)与列(4)的结果是在基本模型的基础上额外控制了城市与年份交互的固定效应。

融服务的可获得性和风险定价的合理性。

按东、中、西部进行区域异质性的回归分析,结果见表5。可以看出,数字普惠金融对东中西部地区县域经济高质量发展均有显著的正向作用,但其对中部、西部地区的影响大于东部地区。这可能是由于:其一,东部地区的经济较为发达,金融服务体系已经较为完善;其二,与中西部地区相比,东部地区的金融市场相对更加饱和,已经有较多多样化的金融产品和服务。因此,数字普惠金融的引入对东部地区经济高质量发展的促进作用相对较小。相反,中西部地区的经济发展相对滞后,数字金融产品和服务的普及程度也较低。

#### 4.2 劳动力结构异质性

中国作为一个农业大国,农业劳动力在总劳动力中占有重要比例。县域作为农业生产力的主要聚集地,拥有大量的农业劳动人口。按照人力资本理论,劳动者的知识结构和技能水平决定了其在生产过程中的效率和贡献度。当前,县域普遍存在农业劳动力教育水平较低和对新兴金融科技接受度较低的问题<sup>[38]</sup>,主要体现在以下两个方面:首先,相较于城市,农村地区教育培训条件相

表5 数字普惠金融赋能县域经济高质量发展的区域异质性检验

变量名	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
数字普惠金融	0.007** (0.004)	0.014*** (0.003)	0.014*** (0.002)
地区发展水平	0.254* (0.145)	0.511** (0.200)	0.389*** (0.093)
财政预算收入	0.601*** (0.125)	0.302*** (0.055)	0.149*** (0.045)
财政预算支出	0.072 (0.117)	-0.102* (0.056)	-0.028 (0.080)
人口密度	-0.077 (0.052)	0.305 (0.239)	0.031 (0.084)
储蓄水平	-0.023 (0.116)	0.095 (0.195)	-0.002 (0.071)
截距项	24.455*** (4.371)	26.552*** (4.928)	32.465*** (2.587)
样本量	6 688	5 157	7 092
县域固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
调整 $R^2$	0.950	0.970	0.962

注:\*  $P<0.10$ , \*\*  $P<0.05$ , \*\*\*  $P<0.01$ ;括号内数值为县域层面的聚类稳健标准误。

对落后,教育培训经费短缺、师资力量薄弱问题突出,导致县域农业劳动力整体文化科学素质偏低,知识和技能储备不足。其次,农村居民对数字技术和新兴金融工具的认知程度偏低,数字化素养整体较为薄弱,而数字普惠金融等新金融服务模式需要用户具备一定的数字化技能和金融知识才能进行有效运用。在上述两方面因素的共同作用下,中国县域农业劳动力拥有的知识结构和技能储备难以适应数字经济发展的需求,制约了数字普惠金融在县域的推广运用,影响了其在推动农业和县域经济高质量发展中的效能发挥。

根据第一产业(农、林、牧、渔)从业人数在区域总从业人数中的比例,将样本划分为3类,具体方式如下:首先,按照农业劳动力占比从小到大的顺序对样本进行排序。然后,在同一年份中,将占比小于或等于30%的划分为农业劳动力低度依赖县,占比在30%—60%之间的划分为农业劳动力中度依赖县,占比大于60%的划分为农业劳动力高度依赖县。表6所示的回归结果表明,数字普惠金融能够显著促进中度、低度农业劳动力依赖县的经济高质量发展,而对于农业劳动力高度依赖的县,其作用则不显著。这可能是由于:一方面,与传统农业相比,第二、第三产业频繁应用数字信息技术,对数字普惠金融的支持需求更大;另一方面,农业劳动力高度依赖县居民的



金融素养可能相对缺乏,对数字普惠金融的认识水平和使用率较低,这可能导致数字普惠金融服务无法充分渗透到农业劳动力主导的经济中,从而限制了其对当地经济高质量发展的影响。

表6 数字普惠金融赋能县域经济高质量发展的劳动力结构异质性检验

变量名	农业劳动力占比		
	30%及以下	30%~60%	60%以上
数字普惠金融	0.015*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.005 (0.003)
地区发展水平	0.551*** (0.123)	0.787*** (0.200)	0.073 (0.126)
财政预算收入	0.155*** (0.059)	0.362*** (0.081)	0.473*** (0.072)
财政预算支出	0.219*** (0.075)	-0.002 (0.110)	0.254*** (0.085)
人口密度	-0.154*** (0.033)	0.035 (0.132)	-0.055 (0.065)
储蓄水平	-0.038 (0.129)	0.690*** (0.197)	0.070 (0.079)
截距项	22.810*** (3.404)	16.467*** (5.258)	27.296*** (3.570)
样本量	7 433	2 980	5 973
县域固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
调整R <sup>2</sup>	0.959	0.968	0.965

注:\*\*\*  $P < 0.01$ ; 括号内数值为县域层面的聚类稳健标准误。

## 5 结论与建议

党的十九大报告提出,“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”。党的二十大报告进一步强调,“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”。本研究利用2014—2022年全国2 383个县级行政区的面板数据,构建了县域经济高质量发展指标体系,深入探讨了数字普惠金融对县域经济高质量发展的影响效应,并具体分析了实现路径及异质性结果。研究发现:第一,数字普惠金融显著促进了中国县域经济高质量发展,且这一结果在引入工具变量等稳健性检验后仍然成立。第二,在机制检验中,发现数字普惠金融对县域经济高质量发展的促进作用,可以通过提高金融包容性程度与实体创业活跃度两条路径来实现。第三,异质性分析发现,与东部发达地区相比,数字普惠金融对经济相对落后、金融产品和服务等相对欠缺的中西部地区的促进作用更为明显;同时,对农业劳动力中度、低度依赖地区经济高质量发展的影响也更为显著。综合上述研究结论,提出以下建议。

• 216 •

第一,加大对中西部地区数字基础设施建设的投入力度。数字普惠金融的应用与推广离不开基础设施的支撑,相较于东部地区,中西部地区的数字基础设施相对薄弱。为此,可以通过完善网络、电信基站等基础设施进一步提升该区域数字普惠金融发展水平,以此进一步推动经济高质量发展,缩小区域间的发展差距。

第二,制定适应不同地区劳动力结构特点的数字普惠金融发展战略。针对高度依赖农业劳动力的地区,应积极开发适合农户和农业中小企业的数字金融产品,以促进当地农业规模化经营、提高农业效率,释放农业劳动力。同时,还应对农业劳动人群进行一定的金融知识普及教育,提高农业人口的金融素养水平,进一步扩大数字普惠金融的服务群体。

第三,深化拓展数字普惠金融在提高金融包容性和激发实体创业活力方面的作用。研究结果表明,金融包容性和实体创业活力在数字普惠金融促进县域经济高质量发展中具有显著中介效应。因此,地方政府应推进数字普惠金融发展,提升区域金融服务水平,鼓励和支持创新创业行为,以促进县域经济高质量发展。

第四,统筹发展与安全,在享受数字普惠金融发展红利的同时,加强监管力度,防范潜在风险。建立完善的监管体系,加强对数据安全、网络安全和金融风险等方面的监管,以确保数字普惠金融健康、有序发展。

## 参考文献

- [1] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020,20(4):1401-1418.
- [2] CORRADO G, CORRADO L. Inclusive finance for inclusive growth and development[J]. Current opinion in environmental sustainability, 2017, 24: 19-23.
- [3] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6):14-25.
- [4] 张林. 数字普惠金融、县域产业升级与农民收入增长[J]. 财经问题研究, 2021(6):51-59.
- [5] 栗麟,何泽军,杨伟明. 数字金融与县域经济发展:影响机制与异质性研究[J]. 财经论丛, 2022(9):59-68.
- [6] 汪雯羽,贝多广. 数字普惠金融、政府干预与县域经济增长:基于门限面板回归的实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(2):41-53.
- [7] 潘启娣. 数字普惠金融促进县域经济发展的作用机制研究[J]. 新金融, 2023(2):46-55.
- [8] MCKINNON R I. Money and capital in economic development[M]. Washington D. C.: Brookings Institution Press, 2010: 45-67.
- [9] SHAW E S. Financial deepening in economic development [M]. Oxford: Oxford University Press, 1973:88-102.
- [10] JI X M, WANG K, XU H, et al. Has digital financial inclusion narrowed the urban-rural income gap: the role of entrepreneurship in





- China[J]. Sustainability, 2021, 13(15): 8292.
- [11] ZHAO H B, ZHENG X, YANG L. Does digital inclusive finance narrow the urban-rural income gap through primary distribution and redistribution?[J]. Sustainability, 2022, 14(4): 2120.
- [12] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗: 来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 18(4): 1557-1580.
- [13] 梁榜, 张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗: 来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学, 2019, 41(5): 74-86.
- [14] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, 2019(11): 90-101.
- [15] GLAESER E L, KERR S P, KERR W R. Entrepreneurship and urban growth: an empirical assessment with historical mines[J]. Review of economics and statistics, 2015, 97(2): 498-520.
- [16] 冯伟, 李嘉佳. 企业家精神与产业升级: 基于经济增长原动力的视角[J]. 外国经济与管理, 2019, 41(6): 29-42.
- [17] NOSELEIT F. Entrepreneurship, structural change, and economic growth [J]. Journal of evolutionary economics, 2013, 23 (4) : 735-766.
- [18] LAEVEN L, LEVINE R, MICHALOPOULOS S. Financial innovation and endogenous growth [J]. Journal of financial intermediation, 2015, 24(1): 1-24.
- [19] 戴静, 杨笋, 刘贯春, 等. 银行业竞争、创新资源配置和企业创新产出: 基于中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2020(2): 51-70.
- [20] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004, 36(5): 614-620.
- [21] 魏敏, 李书昊. 新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(11): 3-20.
- [22] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展: 来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [23] 王蔷, 丁延武, 郭晓鸣. 我国县域经济高质量发展的指标体系构建[J]. 软科学, 2021, 35(1): 115-119.
- [24] HERMANS E, VAN DEN BOSSCHE F, WETS G. Combining road safety information in a performance index [J]. Accident analysis & prevention, 2008, 40(4): 1337-1344.
- [25] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费: 来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [26] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 等. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [27] 汪亚楠, 谭卓鸿, 郑乐凯. 数字普惠金融对社会保障的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(7): 92-112.
- [28] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.
- [29] 杜运周, 刘秋辰, 程建青. 什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度: 基于制度组态的分析[J]. 管理世界, 2020, 36(9): 141-155.
- [30] LIU G, HUANG Y Y, HUANG Z H. Determinants and mechanisms of digital financial inclusion development: based on urban-rural differences [J]. Agronomy, 2021, 11(9): 1833.
- [31] 黄益平, 邱晗. 大科技信贷: 一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 12-21.
- [32] 李佳, 段舒榕. 数字金融减轻了企业对银行信贷的依赖吗? [J]. 国际金融研究, 2022(4): 88-96.
- [33] 李彦龙, 沈艳. 数字普惠金融与区域经济不平衡[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5): 1805-1828.
- [34] LIANG C A, DU G M, CUI Z D, et al. Does digital inclusive finance enhance the creation of county enterprises: taking Henan Province as a case study [J]. Sustainability, 2022, 14(21): 14542.
- [35] 肖小虹, 林宇豪. ESG表现与企业韧性: 效应与机制[J]. 产业经济评论, 2024, (3): 116-134.
- [36] 林春, 谭学通. 中国县域普惠金融的时空格局及影响因素[J]. 经济地理, 2021, 41(6): 126-135.
- [37] 孙晓, 罗敬蔚. 金融科技赋能乡村振兴的核心优势与基本模式研究[J]. 学习与探索, 2022(2): 136-143.
- [38] 文军. 农民市民化: 从农民到市民的角色转型[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2004, 36(3): 55-61.

## Empowering high-quality county-level economic development through digital inclusive finance: based on a dual-driving mechanism of financial inclusion and real-economy entrepreneurship

CAO Shouxin<sup>1</sup>, XIAO Yundong<sup>2</sup>, ZHAO Xianyi<sup>3</sup>

(1. School of Marxism, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

2. School of Statistics and Mathematics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100098, China;

3. School of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100091, China)

**Abstract** With the rapid evolution and deep integration of digital technology, the inclusiveness and diffusion of the digital economy have been continuously enhanced. As a result, digital inclusive finance has gradually become a key driving force for regional economic transformation and high-quality development. Based on panel data from 2 383 county-level administrative units across China from 2014 to 2022, this study constructed an evaluation index system for high-quality county-level economic development and systematically analyzed the impact and transmission mechanisms of digital inclusive finance on such development. The main findings were as follows: ① Digital inclusive finance significantly promoted high-quality economic development in Chinese counties, and this conclusion remained robust after addressing endogeneity and conducting a series of robustness checks. ② In terms of mechanisms, digital inclusive finance enhanced financial inclusion by improving the accessibility and convenience of financial services. At the same time, it stimulated entrepreneurial vitality in the real economy by expanding financing channels and improving the entrepreneurial environment, thereby promoting high-quality development at the county level. ③ Heterogeneity analysis showed that the promoting effect of digital inclusive finance was more pronounced in the central and western regions and in counties with moderate to low dependence on agricultural labor. In contrast, its marginal effect was relatively weaker in the eastern regions, where economic foundations were stronger and traditional financial services were more developed. In light of this, policymakers should formulate context-specific development strategies for digital inclusive finance, increase infrastructure investment in the central and western regions and agriculture-dominated counties, and optimize the allocation structure of financial resources. Policy implementers should promote technology-driven financial product innovation to enhance the precision and effectiveness of services for entrepreneurial groups, especially micro and small enterprises. Policy evaluators should focus on cultivating financial literacy among agricultural laborers to improve grassroots residents' participation in digital finance and their risk awareness, thereby expanding policy coverage and service depth. Theoretically, this study deepens the understanding of the internal relationship between county-level financial mechanisms and regional development quality. Practically, it provides robust micro-level evidence and policy implications for empowering county economies through digital inclusive finance.

**Key words** digital inclusive finance; county-level economy; high-quality development

(责任编辑:刘呈庆,于 杰)